

Imperfecta movilidad del capital y variabilidad de la producción en la determinación del tipo de cambio. Una aplicación empírica para España

Julio Herrera Revuelta *

Profesor Titular Interino del Departamento de Fundamentos del Análisis Económico.

Facultad de Ciencias Económicas y Empresariales. Universidad de Valladolid.

Avda: del Valle Esgueva, 6 - 47011 Valladolid.

Tel.: 983 42 30 00 - Fax: 983 423 29 99 - E-mail: jherrera@esgueva.eco.uva.es

RESUMEN

En este trabajo se ha planteado y estimado un modelo de determinación del tipo de cambio al estilo de Dornbusch, en la versión de Papell aplicada al caso de un país pequeño. El modelo incluye los supuestos de producción variable a corto plazo e imperfecta movilidad del capital. El modelo se soluciona mediante el método de los coeficientes indeterminados y se estima por máxima verosimilitud, donde los parámetros de la forma reducida están restringidos por los parámetros estructurales del modelo.

Las restricciones impuestas por el modelo se aceptan mediante el uso del test de la razón de verosimilitud. Los resultados obtenidos demuestran que la imperfecta movilidad del capital junto con la variabilidad de la producción dan como resultado «sobre-reacción» para el caso del dólar e «infrarreacción» para el caso del ECU.

* Deseo agradecer los comentarios de Zenón Jiménez-Ridruejo. Todos los errores que aparecen en el texto son responsabilidad exclusivamente mía.

INTRODUCCIÓN

Parece comúnmente aceptado que los modelos estructurales de determinación del tipo de cambio explican una parte muy pequeña de la variabilidad de dicho tipo de cambio a corto plazo, pero son determinantes fundamentales para la explicación a largo plazo. A pesar de ello, y excepto en contadas ocasiones¹, la estimación de los diferentes modelos ha tenido un escaso éxito, tanto por la significación de los parámetros como por sus predicciones. Así, por ejemplo, en Bajo Rubio (1987), se estima el modelo monetario en sus diversas versiones para la peseta-dólar y la peseta-marco y fallando el modelo en sus diversos tests tanto en las restricciones del modelo como desde el punto de vista predictivo.

Estos malos resultados habían hecho abandonar los modelos estructurales de equilibrio del tipo de cambio como predictores de su comportamiento en favor de condiciones de equilibrio de algún mercado, o relaciones más simples como el paseo aleatorio. Probablemente el problema de la estimación de los modelos no haya estado tanto en los aspectos teóricos como en el hecho de que, a la hora de estimarlos, la única ecuación estructural que aparece es la del equilibrio del mercado de dinero. Esto implica que la forma reducida uniecuacional no recoja de forma adecuada las relaciones dinámicas que se producen en las variables.

Recientemente, MacDonald y Taylor (1993,1994), usando la metodología VAR demuestran que la incorporación de más variables endógenas al modelo monetario mejora las predicciones del paseo aleatorio fuera de la muestra. Papell (1985,1988) sugería que la dinámica del modelo de Dornbusch no podía captarse plenamente con la estimación uniecuacional, sino que debían usarse métodos de estimación que incorporasen las restricciones de los parámetros del modelo y el supuesto de expectativas racionales.

En este trabajo se ha tratado de aplicar esta metodología de estimación al modelo de Dornbusch (1976) en la extensión recogida por Frenkel y Rodríguez (1982) de imperfecta movilidad del capital. El modelo así descrito es una versión mixta de los modelos de Papell (1985, 1988). El modelo incorpora dos ecuaciones estructurales endogeneizando la producción y el tipo de interés. El procedimiento de estimación trata de incorporar las restricciones entre ecuaciones que se derivan de las ecuaciones estructurales y del supuesto de expectativas racionales. Dicha forma de estimación son los vectores de autorregresión y media móvil (VARMA) con restricciones no lineales en los parámetros.

¹ Hoffman y Schalengauff (1983).

Los tipos de cambio elegidos son el tipo de cambio de la peseta-dólar, ya que el dólar es la principal divisa intercambiada en los mercados de cambios y sus movimientos tienen gran importancia en el comercio mundial y por lo tanto en el nacional, y el tipo de cambio de la peseta-ECU. Este último parece más complicado de justificar puesto que, a primera vista, parecería más relevante el tipo de cambio peseta-marco, sin embargo, se ha estimado por dos razones. Una práctica, y es que para estimar el tipo de cambio peseta-marco hay que utilizar un modelo de dos países, ya que no es sostenible la hipótesis de país pequeño de España frente a Alemania, y una empírica, que las variables agregadas de los países escogidos para determinar dicho tipo de cambio tienen una influencia mayor sobre las nacionales que las alemanas por sí solas.

Para ello se usan datos trimestrales de las variables desde 1980 hasta 1992. El uso de variables trimestrales se debe al hecho de que la producción medida por el PIB y el deflactor implícito sólo se conocen en datos trimestrales, y se ha preferido usar dichos datos que las aproximaciones dadas por el Índice de Producción Industrial y el IPC. De hecho la teoría de la PPA se refería a los índices de precios de internos de las diferentes economías. La descripción de las variables se presentan en el Anexo 1.

El trabajo se estructura de la siguiente forma. En el siguiente apartado se plantea el modelo y se describe la solución con expectativas racionales mediante el procedimiento de los coeficientes indeterminados. Seguidamente se produce a la obtención de la forma reducida y su estimación, para pasar a describir los resultados obtenidos. El trabajo finaliza con una descripción de las conclusiones.

1. EL PLANTEAMIENTO DEL MODELO

En este apartado se describe el modelo macroeconómico que será la base del análisis posterior, simplificado en algunos aspectos para hacerlo estimable. Todas las variables excepto el tipo de interés están en logaritmos y las ecuaciones expresan desviaciones de sus valores de equilibrio.

La primera ecuación expresa la condición de equilibrio del mercado de dinero, como una función lineal de la renta y el tipo de interés:

$$m_t - p_t = a_{11} y_t - a_{12} i_t + u_{1t} \quad [1]$$

donde m_t es el logaritmo de la oferta monetaria, p_t el logaritmo del índice de precios, y_t el logaritmo de la producción real, i_t el tipo de interés nominal y las u es son los errores que pudieran estar correlacionados.

La siguiente ecuación representa la producción real, que se determina mediante la demanda, y ésta es una función del tipo de cambio real, de la producción extranjera, y del tipo de interés real.

Como puede verse es la expresión de la curva IS de economía abierta.

$$y_t = a_{21} (e_t + p_t^* - p_t) + a_{22} y_t^* - a_{23} r_t + u_{2t} \quad [2]$$

las variables notadas con asterisco se refieren al país extranjero de ahora en adelante y r_t es el tipo de interés real.

La siguiente ecuación, proporciona el ajuste de los precios. Asumimos que los precios están predeterminados, y dependen del exceso de demanda. La predeterminación de los precios está reflejada en que la única variable contemporánea que les afecta es la perturbación.

$$p_t - p_{t-1} = a_{31} y_{t-1} + u_{3t} \quad [3]$$

El tipo de interés real viene expresado por la ecuación de Fisher:

$$r_t = i_t - (\hat{p}_{t+1} - p_t) + u_{4t} \quad [4]$$

donde el circunflejo encima de la variable hace referencia a la expectativa de dicha variable en el periodo realizada en el período anterior.

A partir de aquí se introduce la condición de equilibrio externo. En la ecuación se incorpora el supuesto de imperfecta movilidad del capital, de la siguiente forma:

$$\begin{aligned} T &= a_{51}(e_t + p_t^* - p_t) + u_{51t} \\ K &= a_{52}(i_t - i_t^* - (\hat{e}_{t+1} - e_t)) + u_{52t} \end{aligned} \quad [5]$$

Donde T es el saldo de la balanza corriente², expresada como una función del tipo de cambio real, y K es el saldo de la balanza de capital, que es función del diferencial de interés, más la depreciación esperada del tipo de cambio, es decir, función de las desviaciones de la paridad descubierta de interés.

La condición de equilibrio externo, con tipos de cambio flexibles es que la suma de los saldos sea igual a cero:

² Existen otras formas de modelizar la balanza corriente, en general la formulación más aceptada es suponer que la balanza corriente además depende del tipo de cambio real y de la diferencia de crecimiento entre la producción nacional y la del resto del mundo. Se ha adoptado la fórmula simplificada de Frenkel y Rodríguez por no aumentar más los parámetros a estimar.

$T + K = 0$, lo que despejando en el equilibrio, nos daría la siguiente expresión para el diferencial de interés³:

$$i_t - i_t^* = \hat{e}_{t+1} - e_t - a_6(e_t + p_t^* - p_t) + u_{6t} \quad [6]$$

donde: $a_6 = a_{51} / a_{52}$, y u_{6t} es una combinación lineal de u_{51t} y u_{52t} .

Dadas las ecuaciones estructurales se sustituyen dichas ecuaciones para obtener las relaciones dinámicas del modelo y en concreto las ecuaciones que dan la dinámica del tipo de cambio y de los precios.

Para hacerlo operamos de la siguiente forma: sustituyendo (3) en (4), y luego en (2) se obtiene:

$$y_t = b_1(e_t + p_t^* - p_t) + b_2 y_t^* - b_3 i_t + u_{7t} \quad [7]$$

donde

$$b_1 = \frac{a_{21}}{1 - a_{23}a_{31}}$$

$$b_2 = \frac{a_{22}}{1 - a_{23}a_{31}}$$

$$b_3 = \frac{a_{23}}{1 - a_{23}a_{31}}$$

Sustituyendo (7) y (6) en la ecuación (1), se obtiene la siguiente expresión:

$$\hat{e}_{t+1} = \gamma_1 e_t + \gamma_2 p_t + \gamma_3 p_t^* + \gamma_4 y_t - i_t^* + \gamma_6 m_t + v_{1t} \quad [8]$$

donde

$$\gamma_1 = \frac{a_{11}b_1 + (1 + a_6)(a_{11}b_3 + a_{12})}{a_{11}b_3 + a_{12}}$$

$$\gamma_2 = \frac{1 - a_{11}b_1 - a_6(a_{11}b_3 + a_{12})}{a_{11}b_3 + a_{12}}$$

$$\gamma_3 = \frac{a_{11}b_1 + a_6(a_{11}b_3 + a_{12})}{a_{11}b_3 + a_{12}}$$

$$\gamma_4 = \frac{a_{11}b_2}{a_{11}b_3 + a_{12}}$$

$$\gamma_6 = -\frac{1}{a_{11}b_3 + a_{12}}$$

³ Esta misma ecuación puede obtenerse aún cuando supongamos que existe perfecta movilidad del capital, suponiendo que los inversores son adversos al riesgo. En J. Herrera (1997), se explica como se obtiene una expresión similar.

Una vez obtenida la ecuación del tipo de cambio, y sustituyendo (7), (6) y (8) en (3) obtenemos la siguiente expresión para los precios:

$$p_t = \delta_1 e_{t-1} + \delta_2 p_{t-1} + \delta_3 p_{t-1}^* + \delta_4 y_{t-1}^* + \delta_6 m_{t-1} + v_{2t} \quad [9]$$

donde:

$$\delta_1 = a_{31}b_1 - a_{31}b_3(\gamma_1 - 1) + a_{31}b_3a_6$$

$$\delta_2 = 1 - a_{31}b_1 - a_{31}b_3\gamma_2 - a_{31}b_3a_6$$

$$\delta_3 = a_{31}b_1 - a_{31}b_3\gamma_3 + a_{31}b_3a_6$$

$$\delta_4 = a_{31}b_2 - a_{31}b_3\gamma_4$$

$$\delta_6 = -a_{31}b_3\gamma_6$$

Las ecuaciones (8) y (9) forman la parte principal que explica la dinámica del modelo, ya que nos da la relación entre el tipo de cambio y los precios ante cambios en cualquiera de las otras variables. Las v 's son las perturbaciones, que son combinaciones no lineales de las u 's.

Los signos γ_1 , γ_2 , δ_1 , y δ_2 determinantes de la dinámica del modelo, dependen de los valores de los parámetros estructurales. El principal resultado teórico del modelo de Dornbusch es la existencia de "sobrerreacción" en el mercado de cambios. En el modelo el resultado de "sobrerreacción" o "infrarreacción" se ve indirectamente a través del valor de γ_2 . Si el valor es positivo estaremos en el caso de "sobrerreacción", mientras que si es negativo estaríamos en el caso de "infrarreacción". El comportamiento del modelo dependerá de la elasticidad de la demanda de dinero ante variaciones de la producción (a_{11}) y semielasticidad del tipo de interés (a_{12}); de la variabilidad de la producción ante cambios en el tipo de cambios real (b_1) y en el tipo de interés (b_3); y del grado de movilidad del capital (a_6). Si la producción no es muy variable y/o el grado de movilidad del capital es muy alto es esperable que, dados los valores restringidos de los parámetros, γ_2 sea positivo y estaríamos en "sobrerreacción".

Como en el modelo hay expectativas racionales, los individuos incorporan a su información el comportamiento sistemático de las variables exógenas, por lo tanto, y con la finalidad de incorporar dicha información al modelo, se define un proceso de comportamiento de las mismas. Con ello se intenta anular en la mayor medida de lo posible la crítica de Lucas⁴, en cuanto a que si las variables exógenas recogen información del

⁴ Lucas, R.E. (1976): "Econometric Policy Evaluation: A critique". págs 19-46.

comportamiento de la política económica esta debe incorporarse al modelo con el objeto de que no se pierda información relevante a la hora de realizar las predicciones.

Se supone que las variables exógenas siguen un comportamiento, modelizado por una serie de tiempo ya que los mecanismos de formación de la variable se toman como dados, como el expresado en las ecuaciones (10) - (13):

$$p_t^* = \tau_1 p_{t-1}^* + v_{3t} \quad [10]$$

$$y_t^* = \tau_2 y_{t-1}^* + v_{4t} \quad [11]$$

$$i_t^* = \tau_3 i_{t-1}^* + v_{5t} \quad [12]$$

$$m_t = \tau_4 m_{t-1} + v_{6t} \quad [13]$$

Las variables exógenas las expresamos con el mismo esquema autorregresivo para todas ellas por simplicidad para la obtención de la forma reducida.

La ecuación (13) recoge el supuesto de que la política monetaria es exógena y no anticipada por los agentes, que es un supuesto bastante discutible, puesto que los mercados de cambios se han venido caracterizando por la intervención de los bancos centrales; lo que se conoce como "flotación sucia"; debida a que las autoridades monetarias en economía abierta suelen tener algún objetivo sobre el tipo de cambio. En tal situación, la política monetaria ya no sería una variable exógena puesto que dependería de la evolución de las otras variables y por tanto habría que especificarla como una ecuación más del modelo, puesto que los objetivos de política monetaria afectarían el comportamiento del tipo de cambio⁵. El resto de las variables son consideradas exógenas por la hipótesis de país pequeño⁶.

El modelo a estimar consiste en las ecuaciones (8)-(13). Puesto que el modelo presenta variables no observables (la expectativa del tipo de cambio), no puede ser estimado directamente mediante ecuaciones simultáneas. Para poder estimar el modelo tenemos que escribirlo de forma que aparezcan únicamente variables observadas, lo cual significa que tenemos que modelizar las expectativas para eliminarlas del modelo. El método de solución que se plantea en el trabajo, es una generalización del método de los

⁵ Hemos modelizado la oferta monetaria como si no fuese anticipada por los agentes económicos. Si la oferta monetaria fuese anticipada con más de un período la especificación de la ecuación (13) debería ser diferente. Este hecho complicaría enormemente la estimación del modelo y por eso ha supuesto que todas las variables exógenas sigan un esquema similar.

⁶ El tipo de interés extranjero también podría plantear problemas al suponerle como un AR(1), puesto que también es una variable sometida al control monetario del país extranjero. Se adopta dicho supuesto al mantener una misma estructura para las variables exógenas para obtener la forma reducida.

coeficientes indeterminados planteado por Taylor (1980) y utilizado por Pappell (1985), para el caso multivariante⁷. Un resumen de sus diversas aplicaciones al caso de expectativas racionales puede encontrarse en Taylor (1986).

El proceso consiste en aplicar la teoría de las series de tiempo a las variables. Si las variables fuesen estacionarias podríamos identificar cada una de ellas como un proceso MA infinito (y como las expectativas son racionales, siguen el mismo esquema que las variables), tomando esperanzas condicionadas y sustituyendo en las ecuaciones en las estructuras (8)-(13).

Dicho proceso se expresaría de la siguiente forma:

$$z_{kt} = \sum_{j=1}^6 \sum_{i=1}^6 \pi_{kji} \varphi_{jt-i} \quad [14]$$

(k=1,...,6)
(j=1,...,6) (i=1,...)

donde $z_t = (z_{1t}, z_{2t}, z_{3t}, z_{4t}, z_{5t})' = (e_t, p_t, y_t^*, p_t^*, i_t^*, m_t)'$; $\Psi_t = (\Psi_{1t}, \Psi_{2t}, \Psi_{3t}, \Psi_{4t}, \Psi_{5t}, \Psi_{6t})'$ y las Π 's son los coeficientes indeterminados. Para solucionar el modelo, se sustituye la ecuación (14), y expresiones similares para e_{t+1} y z_{t-1} , en las ecuaciones (8)-(13), y se resuelven las identidades obtenidas para las Π 's. Hechas las sustituciones se obtiene:

$$\begin{aligned} \pi_{111} &= \gamma_1 \pi_{110} + 1 \\ \pi_{1j1} &= \gamma_1 \pi_{1j0} + \gamma_j \\ \pi_{211} &= \delta_1 \pi_{110} \\ \pi_{2j1} &= \delta_1 \pi_{1j0} + \delta_j \\ (j=2, \dots, 5) \\ \pi_{jj0} &= 1 \\ \pi_{jj0} &= \tau_j \\ (j=3, \dots, 5) \end{aligned} \quad [15]$$

y

$$\begin{aligned} \pi_{kji+1} &= Q \pi_{kji} \\ (j=1, \dots, 5) \\ (i=1, \dots, \infty) \end{aligned} \quad [16]$$

donde:

$$\pi_K = (\pi_1, \pi_2, \pi_3, \pi_4, \pi_5, \pi_6)'$$

⁷ Existen otros procedimientos diferentes al de los coeficientes indeterminados, pero cualquiera de ellos conduce a la misma solución.

y

$$Q = \begin{bmatrix} \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 & \gamma_4 & -1 & \gamma_6 \\ \delta_1 & \delta_2 & \delta_3 & \delta_4 & 0 & \delta_6 \\ 0 & 0 & \tau_1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \tau_2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \tau_3 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \tau_4 \end{bmatrix}$$

La solución general del sistema dinámico especificado en (16) es:

$$\pi_{kji} = \sum_{h=1}^6 C_h D_{hk} \lambda_h^i$$

donde las λ 's son los valores propios de la matriz Q, y los D's son los vectores característicos asociados a los valores propios (con $D_{h1}=1$, por hipótesis) y las C's son constantes arbitrarias.

Los valores propios de la matriz Q son λ_1 y λ_2 , los valores propios de la matriz 2*2 de la parte superior izquierda, y $\lambda_3 = \tau_1$, $\lambda_4 = \tau_2$, $\lambda_5 = \tau_3$, $\lambda_6 = \tau_4$. Las τ 's son estables por hipótesis (<1).

Cada bloque de (15) contiene tres coeficientes desconocidos, π_{ij0} , π_{iji} , π_{2ji} , y por lo tanto el sistema de ecuaciones no tiene una única solución sino añadimos alguna restricción adicional. Dichas restricciones son las hipótesis de unicidad y estabilidad de la solución. Dados los signos de los coeficientes predichos por el modelo, el caso general es que una de las primeras raíces sea >1 y la otra <1 ⁸. En este caso, quedaría garantizada la unicidad de la solución, con una ruta de equilibrio estable y otra inestable. Si además introducimos el supuesto de estabilidad del modelo, se elimina la ruta inestable, lo cual se hace imponiendo que el coeficiente C1, el de la raíz inestable 11, sea igual a cero⁹.

⁸ En el caso de que ambas sean >1 o ambas <1 , perdemos la unicidad de la solución. En el primer caso, tendríamos dos soluciones inestables y en el segundo dos estables.

⁹ Esta solución planteada como condición de estabilidad, no es ni más ni menos que imponer la no existencia de burbujas especulativas en los mercados. Otra forma de solucionar el modelo es la planteada por Chow (1983) que consistiría en estimar el coeficiente de la raíz supuestamente inestable C₁ con el resto del modelo, puesto que según este autor no hay porqué deshechar a priori la inexistencia de burbujas en el modelo y que sean los datos quien lo determine. Esto complicaría enormemente la obtención de la forma reducida y su estimación.

2. LA ESTIMACIÓN DEL MODELO

Una vez que se ha planteado el modelo y se ha definido el proceso de obtención de la forma reducida, se pasa ahora a describir el proceso de estimación del modelo por máxima verosimilitud.

2.1. Contrastes Preliminares a la Estimación

Los datos se han obtenido de diversas fuentes, y una descripción detallada de los mismos se presenta en el Anexo 1. Todas las variables se presentan en términos logarítmicos excepto en el caso del tipo de interés. Se toman logaritmos, como es habitual en este tipo de modelos para no incurrir en la denominada paradoja de Siegel.

Es habitual en los modelos de economía abierta diferenciar las variables para conseguir la estacionaridad. Para comprobar si las variables son estacionarias en diferencias, el procedimiento habitual es ver si las variables presentan una raíz unitaria. Uno de los métodos más habituales es el Dickey y Fuller (Dickey y Fuller (1979)).

El estadístico utilizado es el de Dickey-Fuller aumentado (ADF) para corregir la posible autocorrelación de los residuos. Se estima la regresión:

$$\Delta y_t = c + \beta t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

Dicha regresión aparece en el Cuadro 1 como modelo A. El número de retardos k se elige según el criterio de Perron (1989), como aquel en el que aparece significativo su estadístico t . Una vez determinado el número de retardos, si el parámetro de la tendencia (β) no es significativo, se realiza la regresión solamente con constante; en el Cuadro 1 aparece como modelo B. Los valores críticos para dichos estadísticos son los proporcionados por McKinnon y se obtienen directamente usando el programa Econometrics Views. El Cuadro 1 presenta los resultados de los tests de raíces unitarias para todas las variables, donde k es el número de retardos elegido y se especifica el modelo estimado (A con constante y tendencia, B con constante únicamente).

Los resultados indican que la mayoría de las variables son estacionarias en primeras diferencias, es decir, presentan una raíz unitaria, excepto el tipo de cambio y los precios del ECU que presentan dos raíces unitarias. Probablemente el efecto del tipo de cambio se deba a las devaluaciones de la peseta, en concreto la de Diciembre de 1982.

Puesto que es muy difícil concebir un modelo teórico donde unas variables se presenten en primeras diferencias y otras en segundas, se elige estimar el modelo en primeras diferencias puesto que en este caso la mayoría de las variables eran estacionarias y es más acorde con la teoría económica, donde las relaciones entre las variables se dan en logaritmos o en primeras diferencias.

Una vez diferenciadas las variables, el paso siguiente consiste en contrastar alguna de las hipótesis que se han utilizado en la derivación del modelo. En concreto, se trata de contrastar la hipótesis de exogeneidad de las variables así consideradas por el supuesto de país pequeño junto con la oferta monetaria. El contraste de exogeneidad se realiza mediante el contraste de cuasalidad sugerido por Sims¹⁰ y generalizado al caso multivariante.

Se dice que una variable "causa" otra si los resultados de incluir dicha variable mejoran sensiblemente respecto a la regresión de la segunda sobre sí misma exclusivamente. Se dice que una variable es exógena respecto de otra si la primera "causa" a la segunda, pero la segunda no causa la primera. Es decir, que una variable es exógena si la causalidad es en única dirección.

Para realizar dicho test estimamos un Vector de Autorregresión (VAR) de las variables y utilizamos dicho Vector de Autorregresión para contrastar la hipótesis de exogeneidad por bloques. Para estimar el VAR, primero hemos de fijar el número de retardos que debemos incluir en dicho vector. Se han utilizado una serie de criterios establecidos en la literatura sobre el tema. Cada uno de los criterios tiene sus ventajas y sus inconvenientes respecto de los otros. Una discusión detallada de los diferentes criterios aparece en los Capítulos 2 y 3 de Lütkepohl (1991). Los resultados de dichos criterios aparece en el Cuadro 2.

La elección del orden de retardos se realiza con carácter predictivo. Se elige por estos criterios cual es el Vector de Autorregresión que recoge con mayor fiabilidad las relaciones causales de las variables desde un punto de vista multivariante.

A partir de los resultados, se puede concluir que el orden del VAR que optimiza dichos resultados es el de orden 1. Obtenido el orden de retardos del vector de autorregresión se puede pasar a contrastar la hipótesis de exogeneidad por bloques de las variables. Así se dice que unas variables no causan otras en el sentido de Granger si los valores de los parámetros correspondientes a los retardos de dichas variables no son significativamente distintas de cero. En nuestro caso si escribimos en forma matricial el modelo y dividido por bloques, se expresaría de la siguiente forma:

$$\begin{bmatrix} z_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} \\ A_{21} & A_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + u_t$$

¹⁰ Sims, C.A. (1972): "Money, income and causality". Págs. 540-552.

Se dice que x_t no causa z_t si los valores de A_{12} no son significativamente distintos de cero. Se dice que z_t no causa x_t si los valores de los parámetros de la submatriz A_{21} no son significativamente distintos de cero. Si x_t causa z_t , pero z_t no causa x_t , entonces x_t es exógena respecto a z_t . La ventaja de este test es que dicho contraste puede realizarse tanto por bloques como variable a variable.

Otra alternativa consiste en estimar el VAR para las variables endógenas con las otras introducidas como exógenas, lo que sería el modelo no restringido, luego estimarle con las endógenas solamente, lo que sería el modelo restringido. Este procedimiento es una generalización de los tests de causalidad de Granger-Sims al caso multivariante. El estadístico que se utiliza es la razón de verosimilitud entre el modelo restringido y semirestringido. Sea L_u el logaritmo de la función máximo verosímil del modelo no restringido y L_r la del restringido, la razón de verosimilitud se escribe como $LR = 2(L_u - L_r)$ y se distribuye como una $\chi^2(n)$, donde n son los grados de libertad e igual a la diferencia de parámetros entre el modelo no restringido y el restringido. Dicho estadístico es siempre positivo puesto que el logaritmo de la función de verosimilitud es mayor en el modelo no restringido que en el restringido.

Los resultados que se presentan en los Cuadros 3 permiten aceptar la hipótesis de que las variables índice de precios extranjero (p^*), producción extranjera (y^*), tipo de interés extranjero (i^*) y oferta monetaria (m) forman un conjunto exógeno respecto del tipo de cambio (e), del índice de precios nacional (p), de la producción nacional (y) y del tipo de interés nacional (i).

En dicho Cuadro 3 puede observarse que utilizando el primer criterio que se ha enunciado, siendo $z_t = (e, p, y, i)'$ y $x_t = (p^*, y^*, i^*, m)'$ la submatriz de coeficientes A_{12} es distinta de cero, por lo que aceptamos la hipótesis de que x_t causa en el sentido Granger a z_t , mientras que los coeficientes de A_{21} no son significativamente diferentes de cero (sus estadísticos t no son significativos). Mediante este criterio podemos decir que (p^*, y^*, i^*, m) son exógenas respecto a (e, p, y, i)¹¹.

La utilización del segundo criterio nos da unos resultados similares, aunque en este caso no puede aplicarse a cada variable independientemente. Así, podemos aceptar que x_t causa z_t con una probabilidad del 90% para el tipo de cambio del ECU, y menor para el

¹¹ Si se observan los valores para cada una de las variables, vemos que en la ecuación de la oferta monetaria, los precios y la producción real son significativas, por lo que esos elementos de la submatriz A_{21} es distinto de cero y por lo tanto considerar la oferta monetaria como exógena no es del todo acertado. Sin embargo, la utilización del otro criterio sí permite considerarla exógena. Luego introduciremos la oferta monetaria, como variable endógena en el modelo con una regla de comportamiento de la política monetaria.

caso del dólar, mientras que no podemos aceptar que z_t causa x_t a los niveles de probabilidad estándares¹². Este resultado es consecuente con el hecho de que la economía española se encuentra más vinculada al área Europea que con la Estadounidense.

2.2. El procedimiento de Estimación

Una vez descrito el procedimiento de solución, diferenciadas las variables para conseguir la estacionaridad, para estimar el modelo, tenemos que obtener la forma reducida, lo cual, a su vez, implica imponer hipótesis sobre los errores, que hemos supuesto que pueden estar correlacionados. Se ha supuesto que los errores siguen un proceso autorregresivo de orden 1 (AR1), $v_{jt} = \alpha_{j1} v_{j,t-1} + h_{jt}$, $j=1, \dots, 6$; donde las h s son ruido blanco¹³. Se toma entonces la representación de media móvil de orden infinito implicada por el proceso autorregresivo.

Suponiendo que las expectativas son racionales, y resolviendo por el método de los coeficientes indeterminados, y buscando una relación entre los coeficientes para obtener un proceso finito; se obtiene un modelo multivariante ARMA (1,2):

$$z_t = Az_{t-1} + \psi_t + B_1 \psi_{t-1} + B_2 \psi_{t-2} \quad [17]$$

donde, $z_t = (e_t, p_t, p_t^*, y_t^*, i_t^*, m_t)'$, y $v_t = (v_{1t}, v_{2t}, v_{3t}, v_{4t}, v_{5t}, v_{6t})'$, y A , B_1 , y B_2 son combinaciones no lineales de los γ 's y los δ 's (los cuales son a su vez combinaciones de las a 's), de las τ 's y de las α 's. Las ψ 's son combinaciones de las h 's, obtenidas de forma que el coeficiente de la matriz del retardo cero sea la matriz identidad¹⁴.

Las restricciones de los parámetros están obtenidas a partir de las ecuaciones estructurales del modelo, del supuesto de expectativas racionales, la condición de imperfecta movilidad, y de la condición de que la solución del modelo sea única y estable.

Las variables de producción y tipo de interés nacional no aparecen en la forma reducida puesto que dependen de valores contemporáneos de las otras y no de los retardados. Con la finalidad de usar datos de esas variables e identificar con más amplitud las res-

¹² La probabilidad de que z_t causa x_t está por debajo del 90% que es la que se considera un mínimo aceptable. En el caso del tipo de cambio del ECU se aproxima bastante a ese 90%.

¹³ La elección del proceso de los residuos es totalmente arbitraria, ya que no existe un criterio que nos lo determine. Si el proceso resulta adecuado o no lo comprobaremos una vez estimado el modelo por los valores de los coeficientes de autocorrelación.

¹⁴ Por definición de el proceso ARMA.

tricciones, se ha ampliado la forma reducida con dos ecuaciones que expresan el comportamiento del tipo de interés y de la producción.

Para obtener la ecuación del tipo de interés sustituimos la expresión (8) en (6), y operando dicha expresión obtenemos:

$$i_t = [(\gamma_1 - 1) - a_6] e_t + (\gamma_2 + a_6) p_t + (\gamma_3 - a_6) p_t^* + \gamma_4 y_t^* + \gamma_6 m_t + v_{7t} \quad [18]$$

La ecuación de la producción se obtiene sustituyendo (18) y (6) en (7), y operando:

$$y_t = \{b_1 - b_3((\gamma_1 - 1) - a_6)\} e_t - \{b_1 + b_3(\gamma_2 + a_6)\} p_t + \{b_1 - b_3(\gamma_3 - a_6)\} p_t^* + (b_2 - b_3\gamma_4) y_t^* - b_3\gamma_6 m_t + v_{8t} \quad [19]$$

donde se ha supuesto que las u es siguen el mismo esquema de autocorrelación que las anteriores (es decir, son $ar(1)$).

Para estimar el modelo se ha seguido el procedimiento sugerido por Lütkepohl (1991, Capítulo 7). Primero se ha estimado un VAR(p), $p > 2$, y los residuos obtenidos de dicho Vector de autorregresión se han utilizado como los verdaderos residuos de la parte MA del modelo (ψ_{t-1}). La elección del orden de retardos p del Vector de Autorregresión es siempre bastante arbitraria, pero puesto que en este caso se necesita que los residuos además sean ruido blanco, se amplió el Vector de Autorregresión hasta que se aproximase lo más posible a dicha hipótesis. Esto se cumplía para un número de retardos igual a cinco, por lo que dicho orden de retardos fue el elegido. Las estimaciones están sujetas a que los valores premuestrales $\Psi_{-1} = y_{-1} = 0$ y a la hipótesis sobre la generación de los residuos¹⁵.

El procedimiento de estimación es el de aplicar máxima verosimilitud a la función multivariante, lo que es idéntico que minimizar el determinante de la matriz de varianzas-covarianzas de los residuos sujeto a las restricciones. El algoritmo, para obtener el mínimo de la función con restricciones no lineales, escogido ha sido el Davidson-Fletcher-Powell, que minimiza numéricamente la función. La elección de un algoritmo numérico es sugerida por Fair y Taylor (1983), y Taylor (1986). Todas las rutinas se obtienen utilizando el programa T.S.P. (versión 4.2A).

¹⁵ Probablemente exista algún procedimiento de estimación del modelo mejor que el empleado, pero para la estimación de un modelo VARMA con restricciones no lineales en los parámetros es el único disponible en programas econométricos.

3. LOS RESULTADOS DE LA ESTIMACIÓN

Los resultados de la estimación se presentan en el Cuadro 5, así como los valores implicados por las restricciones de los parámetros de las ecuaciones estructurales y el test de Wald de las restricciones.

Asimismo se presentan de forma separada los resultados obtenidos para variables exógenas, y los coeficientes restringidos a partir de los valores estructurales. El período de estimación es 1982:1, 1992:3, puesto que los valores anteriores se dejan como valores premuestrales par el VAR. La estimación, dado el poco número de observaciones disponibles respecto al número de parámetros no se evalúa predictivamente.

Para el caso del dólar los valores estimados de la mayoría de los parámetros presentan el signo correcto son de un valor dentro de lo probable y en su mayoría son estadísticamente significativos.

Si se observa la ecuación de la demanda de dinero, vemos que ambos parámetros son significativos, pero la elasticidad de la demanda de dinero (a_{11}) respecto del tipo de interés (a_{12}) presenta el signo correcto y su valor entra dentro de lo razonable. El valor negativo del parámetro puede deberse el hecho de suponer que la oferta monetaria es exógena y no que sigue una regla de comportamiento con objetivos sobre las variables, que cambiaría los valores de los parámetros¹⁶.

La ecuación de la producción no parece ajustarse nada bien, pues los valores de los parámetros son bajos, aunque con el signo correcto y sus estadísticos no son significativos. Solamente el tipo de cambio real del dólar (a_{21}) parece afectar a la producción nacional, aunque su estadístico aunque bastante elevado, no es significativo al 95%.

El valor de a_6 , que mide la imperfecta movilidad del capital, también presenta el signo correcto y es claramente significativo (distinto de cero), lo cual indica que dicha hipótesis está correctamente adoptada para el periodo de estimación y para el tipo de cambio del dólar. También parece funcionar bien en el modelo la ecuación de ajuste de precios puesto que su parámetro es significativo y con un valor dentro de lo probable.

¹⁶ De hecho, en J. Herrera (1997), estimando el modelo con una regla de comportamiento para la oferta monetaria dicho parámetro tiene valor positivo, aunque no resultó significativo.

En cuanto a las variables exógenas, se puede decir, que los valores son significativos y del signo esperado excepto en el caso del tipo de interés extranjero que es bajo y con el signo contrario.

Los coeficientes de autocorrelación son en su mayoría significativos y parecen indicar que la adopción del modelo en primeras diferencias y la hipótesis de autocorrelación de los errores están correctamente adoptadas.

Respecto al tipo de cambio del Ecu, los resultados resultan peores que en el caso del dólar. En este caso hay menos parámetros significativos y algunos que lo son, presentan el signo contrario al esperado o su valor es demasiado elevado.

Así, el parámetro a_{11} que mide la elasticidad de la demanda de dinero respecto de la renta presenta el signo cambiado y además un valor demasiado elevado. El parámetro a_{12} presenta el signo correcto, y su valor aunque elevado, podría ser aceptado.

En la ecuación de la producción solamente aparece como significativo el parámetro que mide el efecto del tipo de interés (a_{23}).

El parámetro a_6 que mide la imperfecta movilidad del capital es significativo y con el signo correcto; además el valor del parámetro para el tipo de cambio del ECU es bastante más elevado que para el dólar a pesar de la reducción de las barreras a la movilidad del capital dentro de la Unión Europea, lo que podría estar señalándonos que la entrada de la peseta en el mecanismo de cambios del S.M.E. no era muy creíble por los agentes económicos y aplicaban unas elevadas primas de riesgo a la peseta.

Estos resultados indican que la aplicación del modelo para un tipo de cambio intervenido o de fijación con bandas no puede aplicarse sin añadir alguna ecuación estructural adicional como podría ser la incorporación del tipo de cambio como objetivo monetario.

Para contrastar las restricciones de los parámetros entre las ecuaciones impuestas por el modelo monetario adoptado se ha tratado de estimar un modelo semirestringido para ambos tipos de cambio. Este modelo semirestringido tiene la ventaja de que estima directamente los parámetros que miden la "sobre-reacción" en el modelo, y permite comparar los resultados respecto de la estimación restringida.

Dicho modelo semirestringido constaría de las ecuaciones (8), (9), (10), (11), (12), (13), la ecuación del tipo de interés quedaría:

$$i_t = \gamma_1 e_t + \gamma_2 p_t + \gamma_3 p_t^* + \gamma_4 y_t^* + \gamma_6 m_t + v_{7t} \quad [18']$$

donde no aparecería el parámetro (a_6) que mide la imperfecta movilidad del capital. La ecuación de la producción sería ahora:

$$y_t = b_{11} e_t + b_{12} p_t + b_{13} p_t^* + b_{14} y_t^* + b_{15} m_t + v_{8t} \quad [19']$$

La estimación de la forma semirestringida se realiza suponiendo la hipótesis de expectativas racionales, imponiendo la unicidad y estabilidad de la solución, y resolviendo por el método de coeficientes indeterminados.

Los resultados de la estimación de la forma semirestringida se presentan en el cuadro 6. Al igual que ocurría con la estimación restringida, los parámetros estimados en la forma semirestringida son menos significativos para el caso del tipo de cambio del ECU que para el dólar.

En ambos casos, sin embargo, los parámetros significativos de una u otra forma tienen valores similares especialmente los referentes a los valores de γ_1 , γ_2 , δ_1 y δ_2 que explicarían la mayor parte de la dinámica del modelo. También parece aceptarse la hipótesis de unicidad y estabilidad de la solución, pues en ambos casos las raíces λ_1 y λ_2 presentan los valores esperados, siendo la primera mayor que uno y la segunda menor que uno.

Para comprobar la aceptación de las restricciones impuestas por el modelo monetario realizamos dos tests sobre las restricciones. Por una parte se realizó el test de Wald, donde la hipótesis nula es que los valores restringidos son iguales a cero. El test de Wald utiliza como estadístico la Chi-cuadrado, y el criterio es que si el valor del estadístico es menor que el valor crítico se acepta la hipótesis y si es mayor se rechaza.

Por otro lado, puesto que hemos estimado un modelo semirestringido, realizamos el test de la razón de verosimilitud. Dicho test se realiza elaborando un estadístico a partir de los valores del logaritmo de la función de verosimilitud del modelo con restricciones y del modelo semirestringido.

Si $L(u)$ es el logaritmo de la función máximo verosímil del modelo semirestringido y $L(r)$ es el valor del mismo en el modelo restringido; el estadístico conocido como razón de verosimilitud vale $LR=2*(L(u)-L(r))$, y dicho estadístico se distribuye como una Chi-cuadrado cuyos grados de libertad son la diferencia entre el número de parámetros de ambos modelos. En este caso, el modelo semirestringido tiene 27 parámetros y el modelo restringido 19; por tanto los grados de libertad de la Chi-cuadrado son 8 para realizar este test. La hipótesis nula de este test es que ambos modelos son el mismo, frente a que no lo son. El criterio de aceptación es el mismo que en el test de Wald.

El cuadro 7 presenta los valores de ambos test y la probabilidad de aceptar la hipótesis nula. Dicho cuadro indica que el modelo restringido, utilizando la razón de verosimilitud, no puede ser rechazado al 24% para el caso del dólar y al 17% en el caso del ECU.

Una posible explicación del resultado de infrarreacción, podríamos buscarla en el hecho de que el tipo de cambio del ECU ha sido un objetivo de la política monetaria española durante todo el período y con seguridad a partir de mediados de los ochenta. El control del tipo de cambio se hace tratando que la variabilidad del mismo sea la menor

posible y dentro de la banda, tal control hace que la reducción de la variabilidad se consiga a costa de unas elevadas primas de riesgo para la peseta.

Los resultados obtenidos por la estimación son bastante mejores si los comparamos con los resultados obtenidos hasta ahora por las estimaciones anteriores del modelo monetario, ya que las restricciones impuestas por los parámetros conjuntamente con las de expectativas racionales se aceptan mediante el uso de los tests. En cualquier caso, el modelo no se evalúa predictivamente por lo que está sujeto a que falle fuera del periodo muestral tal como evaluaron Meese y Rogoff (1983).

Un problema añadido es el supuesto de exogeneidad de la oferta monetaria que no está implicado por la hipótesis de país pequeño y que se ha incorporado en la estimación. Esta hipótesis puede ser corregida incorporando objetivos a la política monetaria y endogeneizando su comportamiento.

4. CONCLUSIONES

Los principales resultados de la estimación pueden resumirse en los siguientes puntos. En primer lugar, la confirmación de que el modelo monetario de ajuste lento de precios es un buen modelo para explicar el funcionamiento de los tipos de cambio flexibles en el mercado de cambios español.

En segundo lugar, se confirma la hipótesis de la imperfecta movilidad del capital, con el valor altamente significativo de su parámetro. La imperfecta movilidad del capital en la década de los ochenta ha influido en que el tipo de interés español difiera sustancialmente del que habría sido por las condiciones internacionales de la economía.

El resultado principal del modelo de Dornbusch es la sobre-reacción del tipo de cambio para explicar la alta volatilidad de los tipos de cambio en los mercados. En nuestro modelo, con producción variable e imperfecta movilidad del capital, el resultado teórico puede ser tanto de sobre-reacción como de infra-reacción. Mientras que en el modelo de Dornbusch la sobre-reacción era consecuencia de una variación temporal inesperada en la oferta monetaria, en nuestro caso todas las variables pueden sufrir variaciones temporales, por lo que la condición de sobre-reacción sólo puede ser examinada indirectamente a través del valor del parámetro γ_2 . Si $\gamma_2 > 0$ sería consecuente con sobre-reacción, mientras que si $\gamma_2 < 0$ con infra-reacción. El resultado tanto de la forma restringida como de la semirestringida es de sobre-reacción para el tipo de cambio del dólar e infra-reacción para el del ECU, siendo además en la forma semirestringida, donde γ_2 se estima directamente, significativamente distinta de cero.

El supuesto de expectativas racionales no se comprueba expresamente, pero los valores obtenidos para los parámetros que implican la unicidad y estabilidad del modelo concuerdan con lo anticipado teóricamente, con lo que podemos aceptar dicha hipótesis indirectamente con el resto del modelo.

ANEXO 1. DESCRIPCIÓN DE LAS VARIABLES

El tipo de cambio de la peseta-dólar se ha obtenido de los datos del Banco de España en series mensuales. La obtención de series trimestrales se obtuvo como el valor del tipo de cambio al final del periodo.

Los distintos índices de precios se obtuvieron de la serie homogeneizada de datos de la OCDE Quaterly Statistics. Todos los índices de precios tienen base 1986=100. El índice de precios utilizado es el deflactor del PIB.

La producción real se ha obtenido del valor en números índices proporcionados por la OCDE Quaterly Statistics, utilizando la serie Gross National Production, con base 1986=100.

Los tipos de interés son los correspondientes a los tipos de interés interbancarios a tres meses proporcionados por el Main Economic Indicators de la OCDE.

La oferta monetaria se obtuvo de la serie desestacionalizada de ALP del Main Economic Indicators de la OCDE. Se utilizaron datos del final del periodo para obtener los datos trimestrales y se pasaron a números índice suponiendo 1986 = 100.

Para obtener los datos agregados para el ECU, se utilizaron datos de aquellos países cuyos datos se publican homogéneamente en las estadísticas de la OCDE. Estos fueron Alemania, Reino Unido, Italia y Francia.

Se utilizaron como ponderación la que aparece en el ECU sumándole de acuerdo a su ponderación el porcentaje de los otros países junto con los de España. Los porcentajes de ponderación resultantes fueron redondeados quedando Alemania 45%, Francia 25%, Reino Unido e Italia 15%.

El tipo de cambio de la peseta respecto al ECU es el publicado por el Banco de España, usando datos de final de periodo para su conversión a trimestrales.

CUADRO 2. TEST PARA LA DETERMINACIÓN DEL NÚMERO DE RETARDOS DE LOS VAR

TIPO DE CAMBIO DEL DOLAR

RETARDOS	HQ TEST	SC TEST	BAYES-SHWARZ	AIC
1	-45.1523*	-44.2338*	-45.1135*	-45.6936*
2	-43.49226	-41.65540	-43.5661	-44.57498
3	-42.03321	-39.27792	-42.4345	-43.65729
4	-39.97902	-36.30530	-41.0360	-42.14447
5	-38.66595	-34.07380	-40.9446	-41.37276
6	-38.61133	-33.10075	-43.3292	-41.85950

TIPO DE CAMBIO DEL ECU

RETARDOS	HQ TEST	SC TEST	BAYES-SHWARZ	AIC
1	-47.0752*	-46.1568*	-47.0364*	-47.6166*
2	-45.62401	-43.78714	-45.6979	-46.70673
3	-44.13417	-41.37888	-44.5354	-45.75826
4	-42.25117	-38.57745	-43.3082	-44.41661
5	-39.52934	-34.93719	-41.8080	-42.23615
6	-38.73578	-33.22520	-43.4537	-41.98395

HQ es el test de Hanan y Quinn.

SC es el criterio de Shwarz.

AIC es el criterio de Aikake.

La elección en todos los test es el valor que minimice el criterio correspondiente.

En las tablas aparece con un *.

CUADRO 3. TEST DE CAUSALIDAD 1

Valores de los parámetros del VAR. Tipo de cambio del dólar

A ₁₁				A ₁₂			
0,21	-0,16	-4,2*	0,005	1,05	-0,04	-0,001	-0,004
0,01	0,77*	0,07	0,13	0,17	0,14*	-0,1*	0,03
0,05	-0,02	0,99*	-0,009	0,02	0,01	-0,003	-0,001
6,5	14,9	80,8	-0,04	-15,1	-23,5	-0,06	-21,9*
-0,004	0,006	0,001	0,0001	0,7*	0,01	0,005	0,04*
0,02	0,19	0,29	-0,001	-0,23	0,45*	-0,007	-0,001
-5,02	-18,1	-29,1	-0,01	52,7	35,7	-0,08	-9,8
-0,007	0,8*	1,2*	0,02	1,05	-0,05	-0,04	-0,18
A ₂₁				A ₂₂			

Valores de los parámetros del VAR. Tipo de cambio del dólar

A ₁₁				A ₁₂			
0,36*	0,67	0,08	0,004	-0,66	-0,9*	-0,001	-0,005
0,05*	0,63*	0,04	-0,001	0,4*	0,2*	0,004	0,02
-0,005	-0,01	0,95*	-0,001	0,03	0,03	-0,001	-0,096
31,4*	16,9	104,8	-0,12	-39,4	-54,7	0,17	19,3*
-0,01	0,14	0,01	0,002	0,55*	-0,03	0,005	0,005*
-0,02	-0,09	0,72	-0,004	0,25	-0,07	-0,02	-0,005
-12,3	-13,8	-19,2	-0,03	19,9	28,2*	-0,08	0,84
-0,13	0,59	0,97	0,001	1,3*	0,28	0,001	-0,15
A ₂₁				A ₂₂			

Con asterisco aparecen los valores de los parámetros significativos (se acepta que su valor es distinto de cero).

CUADRO 4. TEST DE CAUSALIDAD 2

TIPO DE CAMBIO DEL DOLAR		TIPO DE CAMBIO DEL ECU	
$H_0: X_t \text{ causa } Z_t$			
LR= 21, 6	p= 0, 85	LR= 23,6	p= 0,91
$H_0: Z_t \text{ causa } X_t$			
LR= 18,57	p= 0,71	LR=22,4	p= 0,88

CUADRO 5.- RESULTADOS DEL MODELO 1

T/C DEL DOLAR T/C DEL ECU

PARAM.	VALOR	T-STADIST	VALOR	T-ESTADIST
a_{11}	-1,41512	-3,2552**	-8,4009	-2,4259**
a_{12}	1,97507	4,95971**	3,0616	4,9078**
a_{21}	0,008764	1,35104	-0,0068	-0,7652
a_{22}	0,019121	0,203332	-0,04858	-1,1414
a_{23}	0,022436	0,764038	0,01169	2,55709**
a_{31}	0,737909	3,93161**	14,1099	2,7020**
a_6	0,334106	3,13136**	10,8654	3,004**
α_1	1,06487	2,54927**	-0,233827	-0,9388
α_2	-0,05316	-0,183033	0,29943	1,24727
α_7	0,187372	1,22025	0,1080	0,78396
α_8	0,965843	18,3298**	0,9771	16,5806**

VARIABLES EXOGENAS

τ_1	0,855584	13,6742**	0,8283	12,3098**
τ_2	0,688443	6,58609**	0,06815	0,511097
τ_3	-0,02815	-2,93601**	0,0097	0,385631
τ_4	0,446396	3,14893**	0,34379	2,6253**
α_3	-0,513189	-1,63024	-0,7802	-1,9687**
α_4	-0,667378	-3,41926**	-0,2943	-1,5776
α_5	-0,115869	-0,416342	-0,1771	-0,93215
α_6	-0,807253	-2,36466**	-0,4692	-1,8094**

LOGL= 757, 889

LOGL= 790,89

** significativa al 95%.

**CUADRO 5.-VALORES DE LOS
PARAMETROS RESTRINGIDOS**

	DOLAR	ECU
PARAM	VALOR	VALOR
γ_1	1,32761	11,8912
γ_2	0,18711	-10,5448
γ_3	0,327615	10,8912
γ_4	-0,014162	0,18304
γ_6	-0,514725	-0,34645
δ_1	0,006685	-0,13254
δ_2	0,984649	1,03055
δ_3	0,006685	-0,1325
δ_4	0,014586	-0,94126
δ_6	0,008665	0,10196
λ_1	1,33122	12,0814
λ_2	0,981040	0,90334

Correlación entre los valores estimados y los reales

	DOLAR	ECU
e	0,20	0,33
p	0,65	0,68
p*	0,28	0,60
y*	0,19	0,04
i*	0,11	0,09
m	0,16	0,12
i	0,06	0,10
y	0,13	0,06

**CUADRO 6.- ESTIMACION DE LA
FORMA SEMIRESTRINGIDA**

PARAM	DOLAR		ECU	
	VALOR	T-STADIS	VALOR	T-STADIS
γ_1	3,1731	5,1712**	9,1130	3,465**
γ_2	2,2737	3,078**	-3,4918	-5,0642**
γ_3	-1,024	-0,883	-0,2896	-0,2277
γ_4	-2,541	-1,7914	1,6025	0,5015
γ_6	-1,885	-1,814**	2,832	1,132
δ_1	-0,078	-4,577**	-1,1734	-2,4395**
δ_2	0,8304	32,073**	1,3649	11,117**
δ_3	0,0789	1,378	0,0234	1,3783
δ_4	0,0047	0,2011	0,104	0,2011
δ_6	0,0123	0,72003	0,0123	0,72003
b_{11}	0,0147	1,21	0,1136	0,7339
b_{12}	0,4753	1,769*	0,2032	1,313
b_{13}	-0,3096	-1,063	-0,2749	-1,7704*
b_{14}	-0,009	-0,156	-0,0402	-1,0944
b_{15}	0,0056	0,3135	0,0005	0,0471
τ_1	0,8126	14,722**	0,7834	9,7738**
τ_2	0,643	7,2198**	0,0500	0,3756
τ_3	-0,077	-3,2764**	0,0031	0,0761
τ_4	0,4089	3,854**	0,3017	2,4337**
α_1	0,4629	1,999**	0,0559	0,2660
α_2	0,2798	2,192**	0,3505	2,0546**
α_3	-0,2133	-0,7427	-0,90372	-3,4303**
α_4	-0,654	-3,286**	-0,2263	-1,1124
α_5	-0,0748	-0,2776	-0,1706	-0,8923
α_6	-0,7177	-2,3094**	-0,4360	-1,3963
α_7	0,1627	1,21	0,1112	0,7588
α_8	0,9306	26,114**	0,9761	18,5797**
λ_1	3,09822		9,6104	
λ_2	0,90957		0,8679	

* Significativo al 90%; ** al 95%.

LOGL= 763,11

LOGL= 796,69

CUADRO 7

DOLAR	ECU
TEST DE WALD	TEST DE WALD
$\chi^2 (12) = 11552,71$ PROB = 0%	$\chi^2 (12) = 13384,02$ PROB = 0%
LR	LR
$\chi^2 (8) = 10,46$ PROB = 24%	$\chi^2 (8) = 11,6$ PROB = 17%

BIBLIOGRAFÍA

- BAJO RUBIO, O. (1987): "Modelos monetarios del tipo de cambio y evidencia econométrica. Un análisis de los casos peseta-dólar y peseta-marco". *Información Comercial Española*, Julio, págs. 125-43.
- DE LA DEHESA, GUILLERMO Y FERNÁNDEZ, VICENTE J. (1986): "Regularidades empíricas del tipo de cambio de la peseta". *Información Comercial Española*, Abril, págs. 7-22.
- DOLADO, JUAN J. y DURÁN, JULIO (1983): "Estimación de un modelo monetario del tipo de cambio peseta/dólar". *Revista de Información Comercial Española*, Diciembre, págs. 95-108.
- DORNBUSCH, R. (1976): "Expectations and exchange rate dynamics". *Journal of Political Economy*, 84 (6), págs 1161-1176.
- DICKEY, D.A. y FULLER, W.A. (1979): "Distribution of the estimators for autorregressive time series with a unit root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, págs 427-431.
- FAIR, R. C y TAYLOR, J.B. (1983): "Solution and Maximum Likelihood estimation of dynamic nonlinear rational expectations models". *Econométrica*, Vol. 51, Nº 4, págs. 1169-1185.
- FINN, MARY G. (1986): "Forecasting the exchange rate: A monetary or random walk phenomenon?". *Journal of International Money and Finance*, 5 (2), Junio, págs. 181-193.
- FRENKEL, J.A. y RODRÍGUEZ, C.A. (1982): "Exchange rate dynamics and the overshooting hypothesis". *Staff Papers del Fondo Monetario Internacional*, 29 págs. 1-29.
- FRENKEL, JACOB A. (1983): "Monetary policy: Targets and international constraints". *American Economic Review*, 73 págs. 48-53.
- HERRERA, J. (1997): Expectativas racionales y política monetaria endógena en la determinación del tipo de cambio". Trabajo aceptado para su presentación en el XXII Simposio de Análisis Económico del Instituto de Análisis Económico.
- HOFFMAN, DENNIS, L. y SCHLAGENHAUF, DON E. (1983): "Rational expectations and monetary models of exchange rate determination: An empirical examination". *Journal of Monetary Economics*, 11, págs. 247-260.
- JIMÉNEZ-RIDRUEJO, Z y LORENZO, C. (1996): "Primas de riesgo y tipos de cambio esperados: Evidencia en la relación peseta-dólar. Cuadernos de Economía, vol. 22, nº 64, págs. 347-366.

- LUCAS, R.E. (1976): "Econometric Policy Evaluation: A critique". En "The Phillips curve and Labor markets". Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, N° 1, (Suplemento del Journal of Monetary Economics, Enero), págs. 19-46.
- LÜTKEPOHL, H. (1991): "Introduction to Multiple Time Series Analysis". Springer-Verlag. Alemania.
- MACDONALD, RONALD y TAYLOR, MARK P. (1993): "The monetary approach to the exchange rate". IMF Staff Papers, 40, Marzo, págs. 89-107.
- MACDONALD, RONALD Y TAYLOR, MARK P. (1994): "The monetary model of the exchange rate: long-run relationships, short-run dynamics and how to beat a random walk". Journal of International Money and Finance, 13 (3), págs. 276-290.
- PAPELL, DAVID H. (1985): "Activist monetary policy, imperfect capital mobility, and the overshooting hypothesis". Journal of International Economics, 18, págs. 219-240.
- PAPELL, DAVID H. (1988): "Expectations and exchange rate dynamics after a decade of floating". Journal of International Economics, 25, págs 303-317.
- PERRON, P. (1989): "The great crash the oil price shock, and the unit root hypothesis". Econometria, Vol. 57, N° 6 (Noviembre), págs. 1361-1401.
- SIMS, C.A. (1972): "Money, income and causality". American Economic Review, 62, n° 4. Págs. 540-552.
- TAYLOR, J.B. (1980): "Output and Price stability: An international comparison". Journal of Economic Dynamics and Control, 2, págs. 109-132.
- TAYLOR, J. B. (1986): "New econometric approaches to stabilization policy in sthochastic models of macroeconomic fluctuations". En "Handbook of Econometrics". Z. Griliches y M. Intriligator (eds.). North-Holland. Amsterdam.
- WOO, WING T. (1985): "The monetary approach to the exchange rate determination under rational expectations". Journal of International Economics, 18 (1/2), Febrero, págs 1-16.